

برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای ایران به وسیله تکنیک ARDL

یوسف عزیززاده^۱

چکیده

واردات کالاهای سرمایه‌ای از نقش و اهمیت ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه برخوردار است، بخصوص که در کشور ایران بخش عمده‌ای از تشکیل سرمایه در اقتصاد ملی را واردات کالاهای سرمایه‌ای تشکیل می‌دهد و افزایش و کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای می‌تواند تأثیر بسزایی را در سهم سرمایه‌گذاری از درآمد ملی داشته باشد. براین اساس شناخت ساختار واردات سرمایه‌ای کشور و عوامل مؤثر بر آن به عنوان یکی از مسائل مهم تجارت خارجی کشور امری ضروری است.

از آنجا که یک قدم اساسی جهت شناخت ساختار واردات کالاهای سرمایه‌ای کشور تخمین تابع تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای است، هدف از این مقاله شناسایی عوامل تعیین‌کننده واردات کالاهای سرمایه‌ای و ارائه یک مدل مناسب برای تابع تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای ایران بوده و فروض مدل نیز وجود رابطه مستقیم بین تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای و تولید ناخالص داخلی و نیز وجود رابطه معکوس بین

۱- محقق اداره حسابهای اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا.

تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای و قیمت های نسبی است.

براساس مباحث تئوریک و مطالعات انجام شده در این زمینه، مدلی که برای تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای با توجه به بیان نتایج آماری مناسب در نظر گرفته شده، یک تابع دوطرف لگاریتمی بوده که واردات کالاهای سرمایه ای را تابعی از تولید ناخالص داخلی بدون نفت، قیمت‌های نسبی، بودجه عمرانی دولت و متغیر مجازی مربوط به سال پیروزی انقلاب اسلامی در نظر می‌گیرد.

سپس از تکنیک ARDL برای تخمین تابع تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای استفاده شده است، نتایج حاصل از این تخمین نشان می‌دهد که واردات کالاهای سرمایه ای با قیمت‌های نسبی رابطه معکوس و با متغیرهای تولید ناخالص داخلی بدون نفت و بودجه عمرانی دولت رابطه مستقیم دارد، همچنین بررسی مذکور نشان می‌دهد که واردات کالاهای سرمایه ای نسبت به قیمت های نسبی با کشش و نسبت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت و بودجه عمرانی دولت بی کشش است. برای اطمینان یافتن از اینکه مکانیسم درونی ساختارهای حاکم بر متغیرهای مورد بحث می‌تواند عدم تعادلها در کوتاه مدت را تصحیح کند تا حرکت در جهت تعادل بلند مدت تضمین شود باید یک مدل پویا در کوتاه مدت بررسی شود که مدل‌های تصحیح خطا (ECM) چنین کاری را انجام می‌دهند، آنچه در تحلیل های سنتی توسط مدل تعدیل جزئی انجام می‌شود. با توجه به ضریب ۰٫۸۸- مربوط به جمله خطا در مدل ECM می‌توان گفت اگر در یک دوره در اثر شوک وارده مقدار واردات واقعی کالاهای سرمایه ای از مقدار تعادلی آن در بلند مدت فاصله بگیرد ۸۸ درصد از این عدم تعادل در دوره بعد تصحیح شده و مقدار واردات کوتاه مدت کالاهای سرمایه ای به تدریج به مقدار تعادلی آن در بلند مدت می‌رسد و به عبارت دیگر سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلند مدت ۸۸ درصد است.

۱- بررسی تئوریک تابع تقاضای واردات

۱-۱- روش استخراج تابع تقاضای واردات از طریق حداکثرکردن مطلوبیت

برای این منظور فرض می‌شود که کالاهای $X_{1a}, X_{2a}, \dots, X_{na}$ در کشور (A) و کالاهای $X_{1b}, X_{2b}, \dots, X_{nb}$ در کشور (B) تولید می‌شوند. با این پیش فرض تابع مطلوبیت جمعی کشور یا تابع رفاه عمومی در کشور (A) تابعی از کل کالاهای تولید شده در دو کشور و به صورت زیر است:

(۱-۱)

$$U=U(X_{1a}, X_{2a}, \dots, X_{na}, X_{1b}, X_{2b}, \dots, X_{nb})=U(X_{1a}, X_{1b}, \dots, X_{na}, X_{nb})$$

در این شرایط کل هزینه ای که کشور (A) یا کشور داخلی با توجه به قیمت کالاهای مذکور و درآمد کل کشور (YA) صرف خرید کالا از داخل و خارج می‌کند به شکل زیر است:

$$YA = P_{1a}.X_{1a} + P_{2a}.X_{2a} + \dots + P_{na}.X_{na} + P_{1b}.X_{1b} + P_{2b}.X_{2b} + \dots + P_{nb}.X_{nb} \rightarrow$$

$$YA = \sum_{i=1}^n P_{ia}.X_{ia} + \sum_{i=1}^n P_{ib}.X_{ib} \quad (1-2)$$

حال اگر تابع مطلوبیت جمعی کشور A (رابطه ۱-۱) را با توجه به قید بودجه آن (رابطه ۱-۲) و با استفاده از تابع لاگرانژ به حداکثر رسانده و دستگاه معادلات حاصل از مشتق گیری را حل کنیم میزان تقاضای واردات کشور داخلی (کشور A) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$X_{ib}^A = X_{ib}^A (P_{1a}, P_{1b}, P_{2a}, P_{2b}, \dots, P_{na}, P_{nb}, YA) \quad (1-3)$$

ملاحظه می‌شود که تابع تقاضای تولیدات داخلی و تابع تقاضای واردات هر دو تابعی از قیمت‌های داخلی و خارجی و درآمد ملی هستند.

۲-۱- رابطه بین واردات و دریافت‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی از دیدگاه «همفیل»^۱

«همفیل» در مقاله ای در سال ۱۹۷۴ در مورد رابطه بین واردات بامتغیرهای دریافت‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی چنین می‌گوید: «به طور کلی در کشورهای در حال توسعه که منابع ارزی محدود است تأمین هزینه‌های وارداتی از طریق ورود سرمایه و یا کمک‌های خارجی صورت می‌گیرد، بنابراین مجموع دریافت‌های صادراتی و دریافت‌های ناشی از سرمایه و وام‌های خارجی رami توان در نقش یکی از عوامل تعیین‌کننده در واردات کشورهای در حال توسعه در نظر گرفت. در شرایطی که دریافت‌های جاری ارزی نتواند پاسخگوی هزینه‌های وارداتی در این کشورها باشد، از طریق برداشت از ذخایر بین‌المللی هزینه‌های وارداتی خود را جبران می‌کنند. به عبارتی عامل مؤثر دیگر در تأمین هزینه‌های وارداتی در کشورهای در حال توسعه میزان ذخایر ارزی آنهاست. در کشورهای در حال توسعه معمولاً تقاضا برای ارز خارجی بیشتر از عرضه بوده و انباشت ذخایر نیز کوچک است لذا اگر درآمدهای صادراتی یا جریان ورودی سرمایه‌های خارجی کاهش یابند مقامات اقتصادی محدودیتها را بر واردات در کوتاه مدت افزایش می‌دهند و زمانی که دریافت‌های ارزی اغلب به دلیل نوسانات قیمت کالاهای صادراتی آنها در بازار جهانی افزایش یابد و ذخایر بین‌المللی آنها به هر دلیلی زیاد شود، سیاست‌گذاران اقتصادی از میزان محدودیت‌های مقداری بر واردات می‌کاهند.» بدین ترتیب از نظر «همفیل» دو متغیر دریافت‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی را می‌توان در نقش جایگزینی برای محدودیت‌های مقداری در نظر گرفت.

وی بیان می‌کند که در اثر محدودیت‌های تجاری و ارزی در بخش واردات، کاربرد

1 -Hemphill William.L ,” The effect of foreign exchange on imports of less Developed countries”.imf staff papers,1974 , pp: 637-677.

مدلهای مرسوم تابع تقاضای واردات موردسؤال است. وی می گوید قسمت عمده واردات در کشورهای درحال توسعه تجهیزات سرمایه ای وسایر کالاهای تولیدی است که هیچگونه جانشینی برای آنها در داخل این کشورها وجود ندارد و استفاده از متغیرهای درآمد و قیمت‌های نسبی موجب تورش در تخمین کششها می شود. «همفیل» در تابع واردات از دومتغیر «دریافت های ارزی» و «موجودی ذخایر» به جای قیمت‌های نسبی و درآمد استفاده کرده و تابع تقاضای واردات را به شکل زیر می نویسد:

$$m_t = c_0 + c_1 r_{t-1} + c_2 f_t + c_3 \Delta f_t + u_t \quad (1-4)$$

که در آن واردات تابعی از موجودی ذخایر با یک وقفه، دریافت‌های ارزی و تغییر در دریافت‌های ارزی است.

۳-۱- روش استخراج تابع تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی و تجاری^۱

مدل سنتی، واردات را تابعی از درآمد واقعی و قیمت‌های نسبی در نظر می گیرد. اما «موران» (۱۹۸۹) نشان داده است که در مورد اکثر کشورهای درحال توسعه که همواره با کمبود منابع ارزی و اعمال محدودیت‌های تجاری روبه‌رو هستند این مدل احتمالاً مناسب نخواهد بود. وی فرض می کند که یک کشور در حال توسعه با محدودیت‌های تجاری و ارزی روبه‌رو بوده و همچنین قیمت‌های نسبی برون زاهستند. محدودیت‌های ارزی و تجاری هزینه هایی به اقتصاد کشور تحمیل می کند که شامل هزینه های تفاوت واردات واقعی (Actual) (m_t) با سطح واردات بلند مدت (m_t^*) و سطح واردات مطلوب در کوتاه مدت (m_t^d) و همچنین هزینه های تفاوت ذخایر ارزی واقعی (Actual) (r_t) با ذخایر ارزی بلند مدت (r_t^*) در یک کشور است. حال برای هزینه های مذکور تابع هزینه درجه

1 - Moran Cristian, "Imports Under A Foreign Exchange constraint", The World Bank Economic Review, 1989, vol3, no.2, pp:279-295.

دومی را به صورت زیر در نظری می گیریم :

$$C_t = \beta_\lambda (m_t - m_t^*)^2 + \beta_r (r_t - r_t^*)^2 + \beta_\gamma (m_t - m_{t-1})^2 + \beta_\delta (m_t - m_t^d)^2 \quad (1-5)$$

انتظار می رود همه β ها مثبت باشند و در شرایط تعادل پایدار بلندمدت خواهیم داشت:

$$m_t^* = m_t^d = f_t^* = m_t \quad (1-6)$$

که در آن f_t^* سطح دریافت های ارزی در بلندمدت است^۱. این رابطه بدین معنی است که در تعادل بلندمدت مقادیر مطلوب واردات برابر مقادیر واقعی (Actual) آن است.

فرض می شود مقادیر اقتصادی هزینه های تعدیل به سمت سطح واردات بلندمدت را از طریق به کار بردن ذخایر ارزی حداقل می کنند و سطح بلندمدت ذخایر بین المللی تابعی از واردات در بلندمدت است. تابع خطی زیر را برای نشان دادن این رابطه به کار می گیریم:

$$r_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 m_t^*; 0 \leq \gamma_1 \leq 1 \quad (1-7)$$

اما در کوتاه مدت دو متغیر واردات و ذخایر ارزی از طریق ترازی پرداختها به هم ارتباط پیدا می کنند و این ارتباط به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta r_t = f_t - m_t \quad (1-8)$$

طبق مباحث پیشین واردات مطلوب در کوتاه مدت به صورت تابعی از درآمدهای واقعی

(y_t) و قیمت های نسبی $(\frac{Pm}{Pd})$ به دست آمد، به عبارت دیگر در یک فرم خطی داریم :

$$m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{PM}{P}\right)_t + \alpha_2 y_t; \alpha_1 \leq 0; \alpha_2 \geq 0 \quad (1-9)$$

□۱- فرضی که دریافت های ارزی برابر واردات است برای سادگی تحلیل می باشد. واردات تابعی از دریافت های با وقفه جاری است که طول وقفه بستگی به نوع سیاست های تجاری به کار برده شده برای تعادل خارجی دارد.

شاخص قیمتی کالاهای داخلی است. P شاخص قیمتی کالاهای وارداتی و PM در رابطه مذکور حال فرض می‌کنیم که دریافت‌های ارزی بلندمدت f_t^* تابعی از دریافت‌های ارزی جاری و با وقفه است:

(۱-۱۰)

$$f_t^* = f_t + \lambda \Delta f_t = (1 + \lambda) f_t - \lambda f_{t-1} \xrightarrow{\lambda=0} f_t^* = f_t$$

λ شاخص چگونگی تغییرات در دریافت‌های ارزی است و می‌تواند مثبت یا منفی باشد که ما برای ساده سازی مدل آن را صفر فرض کرده ایم یعنی در واقع سطح جاری دریافت‌های ارزی را در نقش جایگزینی (Proxy) برای سطح بلندمدت آن در نظر گرفته‌ایم. حال اگر معادلات (۱-۷) و (۱-۹) را بایادآوری این نکته که $m_t^* = f_t^* = f_t$ است در رابطه (۱-۵) جایگذاری کرده و رابطه (۱-۵) را با توجه به قید تراز پرداختها در معادله (۱-۸) حداقل کنیم، بعد از عملیات جبری به تابع تقاضای واردات در بلندمدت خواهیم رسید:

$$m_t = b_0 + b_1 f_t + b_r r_{t-1} + b_m m_{t-1} + b_p \left(\frac{PM}{P} \right)_t + b_\delta y_t \quad (1-11)$$

به طوریکه:

$$b_1 = \beta_1' + \beta_r' (1 - \gamma_1) \geq 0; \quad b_r = \beta_r'; \quad 1 \leq b_1, b_r \leq 0$$

$$b_p = \beta_p'; \quad b_\delta = \beta_\delta' \alpha_\delta \leq 0; \quad b_\delta = \beta_\delta' \alpha_\delta \geq 0;$$

$$\beta_i' = \beta_i / \sum \beta_i; \quad \sum \beta_i' = 1$$

بدین ترتیب واردات در بلند مدت علاوه بر قیمت‌های نسبی و درآمد، تابعی از دریافت‌های ارزی و ذخایر بین المللی با یک وقفه و واردات با یک وقفه است.

۲- نگاهی بر مطالعات پیشین در مورد تقاضای واردات

مطالعات در این زمینه در مورد کشورهای در حال توسعه و همچنین ایران محدود است، به بیان «محسن خان» دلیل اصلی محدود بودن مطالعات در این زمینه مسئله کمبود یا فقدان آمار موثق برای کشورهای در حال توسعه است. ما در اینجا به بررسی چند مطالعه در مورد تابع تقاضای واردات کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه و ایران می پردازیم.

۲-۱- مطالعه «هاتاگر» و «مگی» در مورد کشورهای صنعتی^۱ (۱۹۶۹)

این دو در سال ۱۹۶۹ در مقاله ای با نام «کششهای قیمتی و درآمدی در تجارت جهانی» به بررسی رفتار تجاری ۱۵ کشور توسعه یافته پرداختند. آنها سه مجموعه متفاوت از کشش های درآمدی و قیمتی را برای واردات و صادرات محاسبه کرده اند:

۱- کل واردات و صادرات برای هر کشور.

۲- صادرات آمریکا به کشورهای مختلف و واردات این کشور از کشورهای دیگر.

۳- صادرات و واردات آمریکا بر حسب گروه کالاها.

آنها معادله واردات زیر را برای مجموعه سوم بر مبنای مشاهدات فصلی دوره ۱۹۴۷

تا ۱۹۶۶ و با استفاده از روش OLS برآورد کرده اند:

$$\text{Log}M_{it} = A_i + A_{vi}\text{Log}Y_{it} + A_{vi}\text{Log}\left(\frac{Pm_{it}}{WPI_{it}}\right) + U_{it} \quad (2-1)$$

که در آن M_{it} واردات، Y_{it} تولید ناخالص ملی، Pm_{it} شاخص قیمت واردات و

WPI_{it} شاخص قیمت عمده فروشی در کشور i در سال t و U_{it} جمله خطا است.

آنها نتیجه می گیرند که همراه با رشد درآمد، کشورهایی که در آنها کشش

درآمدی تقاضا برای واردات بیش از کشش درآمدی تقاضا برای صادرات بوده و نرخ رشد

1 - H.S. Houthakker and S.P. Magee "Income and price elasticities in world Trade" The Review of Economics and Statistics, may 1969, V.LI,2, PP 111-23.

داخلی و خارجی به طور تقریبی یکسان باشد احتمالاً حساب تجاری آنها کسری نشان می‌دهد. نتیجه مزبور در مورد کشور های آمریکا و انگلستان در دوره مورد بررسی صادق بوده است. ضمناً کشش قیمتی برای صادرات و واردات آمریکا به تک تک کشورها به طور مشخص بیش از کشش قیمت جهانی بوده و دلیل آن ممکن است امکان جانشینی کشورهای مختلف طرف مبادله باشد که تجارت میان کشورها به طور تک تک را نسبت به قیمت حساستر می‌کند.

۲-۲- مطالعات محسن خان (۱۹۷۴)

مدل تقاضای وارداتی که «هاتاکر» و «مگی» بیان کردند در سال ۱۹۷۴ توسط «محسن خان» برای کشور ونزوئلا طی دوره ۷۲-۱۹۵۳ و بر مبنای روش OLS مورد آزمون قرار گرفت.^۱ وی نشان می‌دهد دو متغیر درآمد واقعی (Real) و قیمت‌های نسبی می‌تواند تا اندازه زیادی تغییرات واردات کشور ونزوئلا را در دوره مذکور توضیح دهد. وی در همان سال بار دیگر مدل تقاضای واردات و عرضه صادرات را برای ۱۵ کشور در حال توسعه طی سالهای ۶۹-۱۹۵۱ مورد آزمون قرار داده است.^۲ هدف اساسی «محسن خان» در این مطالعه آزمون این فرضیه بوده است که آیا تغییرات در سطح قیمت‌های کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله تأثیر قابل توجهی بر جریان تجارت کشورهای مورد بررسی دارد یا خیر؟ به عبارت دیگر فرضیه او آزمون معنی دار بودن کشش‌های قیمتی در این کشورها بوده است. هدف دیگر او کوششی جهت ساختن معیاری به منظور ارزیابی نقش محدودیت‌های مقداری در جریان تجاری کشورهای در حال توسعه بوده است.

1 - Mohsin S.Khan "The structure and behavior of Import of Venezuela" The Review of Economics and statistics Vol.57, 1975, P.P.221-4.

2 - Mohsin .S.Khan "Import and Export demand in developing countries" IMF staff paper V.XXI, N.3, 1974, P.P 678-93.

«محسن خان» معادله تقاضای واردات را درحالت عدم تعادل با استفاده از مفهوم تعدیل جزئی به شکل زیر بیان می کند:

$$\text{Log}M_{it} = \gamma\alpha_0 + \gamma\alpha_1 \text{Log}\left(\frac{PM_i}{PD_i}\right)_t + \gamma\alpha_2 \text{Log}Y_{it} + (1-\gamma)\text{Log}M_{it-1} + \gamma U_t$$

$$0 \leq \gamma \leq 1 \quad (2-2)$$

γ ضریب تعدیل، PM_i ارزش واحد واردات کشور i ، PD_i سطح قیمت داخلی کشور i ، Y_i تولید ناخالص ملی واقعی و M_i واردات کل کشور مذکور است. معادله عرضه واردات به کشور i نیز به صورت زیر تعریف می شود:

$$\text{Log}M_{it}^s = a_0 + a_1 \text{Log}PM_{it} + a_2 \text{Log}PW_t + a_3 \text{Log}W_t \quad (2-3)$$

که در آن PM_i همانند معادله بالا ارزش واحد واردات کشور i ، PW سطح قیمت‌های جهانی و W درآمد جهانی است. قیمت‌های وارداتی به شکل درون‌زا تعیین شده و تابعی از مازاد عرضه هستند، یعنی:

$$\Delta \text{Log}PM_{it} = \gamma'(\text{Log}M_{it}^s - \text{Log}M_{it}); 0 \leq \gamma' < 1 \quad (2-4)$$

که در آن M_i^s عرضه واردات به کشور i و M_i تقاضای واردات آن کشور است و از آنجا موضوع زیر حاصل می‌شود^۱:

$$(2-5)$$

$$\text{Log}PM_{it} = A_0 + A_1 \text{Log}PW_t + A_2 \text{Log}W_t + A_3 \text{Log}M_{it} + A_4 \text{Log}PM_{it-1}$$

وی سپس معادله (۲-۲) را با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری مناسب وبا استفاده از روش $2SLS$ ^۲ مورد برآورد قرار می دهد. «خان» چنین فرض می کند که چنانچه نوعی

۱- رابطه (۲-۵) از جایگذاری معادله (۲-۲) و (۲-۳) در رابطه (۲-۴) به دست می آید به طوری که در آن:

$$A_0 = \frac{\gamma' a_0}{(3 - 2) - \gamma' a_1}; A_1 = \frac{\gamma' a_1}{1 - \gamma' a_1}; A_2 = \frac{\gamma' a_2}{1 - \gamma' a_1}; A_3 = \frac{\gamma'}{1 - \gamma' a_1}; A_4 = \frac{1}{1 - \gamma' a_1}$$

از سیاست محدودیت‌های وارداتی همچون سهمیه بندی در مورد این کشورها اعمال شود و در مدل مربوط متغیری که بیانگر این نوع سیاست باشد حذف شود، در این صورت احتمالاً فرض عدم همبستگی پیاپی جملات اختلال نقض خواهد شد، دلیل این امر آن است که در صورت وجود محدودیت‌های مقداری، جملات اختلال از نظم خاصی پیروی می‌کنند که در این صورت می‌توان از ضریب همبستگی در مقام معیاری جهت سنجش اثر سیاست محدودیت مقداری بر روی واردات استفاده نمود. وی با برآورد معادلات تقاضای واردات نتیجه می‌گیرد که به طور کلی کشش‌های قیمتی بالا بوده و نشانگر این است که قیمت‌های نسبی اثرهای مهمی بر واردات کشورهای در حال توسعه دارند و این مدل نظریاتی را که قبلاً در مورد کشورهای در حال توسعه مبنی بر بی کشش بودن واردات نسبت به تغییرات قیمت‌های نسبی بیان می‌شد را تأیید نمی‌کند. همچنین درآمد واقعی نیز نقش مؤثری داشته و در اغلب موارد متغیر واردات با وقفه نیز معنی‌دار است.

۳-۲- مطالعه «نصیرالدین احمد» و «داتا» درباره کشور بنگلادش (۱۹۹۹)

«احمد» و «داتا» با استفاده از روش همگرایی بلندمدت به برآورد تابع تقاضای واردات پرداخته و از آمار فصلی دوره ۹۴ - ۱۹۷۴ استفاده کرده اند. مدل مورد استفاده آنها به صورت زیر است:

$$\ln M_t = a^0 + a^1 \ln P_t + a^2 \ln GDP_t + a^3 \ln R_t + a^4 D_t + U_t \quad (2-6)$$

که در آن \ln نشان دهنده لگاریتم متغیرها، M_t واردات کل، P_t قیمت‌های نسبی، GDP_t تولید ناخالص داخلی، R_t ذخایر ارزی، D_t متغیر مجازی برای اثر آزادسازی واردات که برای سال‌های ۹۱-۱۹۷۴ صفر و بقیه سالها کمیت یک اختیار کرده و U_t جمله

اختلال است. ابتدا پایایی متغیرها بررسی شده و ناپایی آنها به اثبات رسیده و درجه هم انباشتگی تمامی آنها I(1) بوده است. سپس روش OLS روی معادله مزبور به کاررفته و نتیجه زیر به دست آمده است:

$$\hat{LM} = -4/46 - 0/52 LP + 1/63 LGDP - 0/1 LR + 0/1 D \quad (2-7)$$

(0/88) (-1/66) (8/85) (-2/25) (-4/32)

$$R^2 = 0/81 \quad D.W = 1/02$$

(اعداد داخل پرانتز آماره های t مربوط به ضرایب هستند)

به پیروی از روش انگل- گرنجر آزمون ریشه واحد در مورد پسماندهای معادله مذکور به کاررفته که فرض صفر مبنی بر عدم همگرایی رد شده است. پس از آن از روش جوهانسون برای وجود و تعیین بردار همگرایی استفاده شده و وجود یک بردار همگرایی به اثبات رسیده است. آنها نتیجه می گیرند که یک رابطه تعادلی منحصر به فرد بین متغیرهای مدل وجود داشته و واردات نسبت به ذخایر ارزی و قیمت‌های نسبی بی کشش و نسبت به تولید ناخالص ملی با کشش است. در ضمن ضرایب معنی دار بوده و علامت آنها مطابق انتظار است.

برای در نظر گرفتن واکنش های کوتاه مدت یک مدل تصحیح خطا (ECM) به کار رفته و نتیجه زیر حاصل شده است:

$$\Delta LM = -0/05 - 0/11 \Delta LP + 6/69 \Delta GDP (-4) + 0/03 \Delta LR (-4) \quad (2-8)$$

(-1/32) (-3/15) (2/84) (-0/46)

$$-0/05 \Delta LM (-4) + 0/09 D - 0/55 RES (-1)$$

(-0/05) (0/17) (-4/66)

در رابطه مذکور Δ نشان دهنده تفاضل اول متغیرها و RES جمله پسماند حاصل از معادله (۲-۷) است. همان طوریکه از معادله ذکر شده مشاهده می شود، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت ۵۵ درصد است، یعنی اگر شوکی به مدل وارد شده و عدم تعادلی ایجاد شود، در سال اول معادل ۵۵ درصد از عدم تعادل برطرف شده و همین‌طور در سالهای بعد تا دوباره به تعادل بلند مدت برسیم.

۲-۴- مطالعه «فریرا» و «کانوتو» در مورد تابع تقاضای واردات کل برزیل (۲۰۰۱)

در این مطالعه که قسمتی از آن به تخمین کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای واردات پرداخته، تابع تقاضای واردات به شکل زیر است که در آن M واردات کالاها و خدمات، P_f شاخص قیمتی کالاهای وارداتی در کشور خارجی، P_d قیمت در داخل کشور، Y درآمد داخلی، E نرخ مبادله، a ثابت، α کشش قیمتی تقاضای واردات و β کشش درآمدی تقاضای واردات است:

$$M = a(E * P_f / P_d)^\alpha Y^\beta \quad (2-9)$$

آنها از سری زمانی دوره ۱۹۵۴-۱۹۹۹ سودجسته و پس از بررسی پایایی متغیرها با آزمون دیکی فولر، به منظور آزمون بردن مشکل همبستگی پیایی پسماندها، از تکنیک ARDL به جای روش OLS استفاده کرده اند که مدل (۰ و ۰ و ۲) ARDL انتخاب شده و بر اساس تست های مربوطه، مدل در بلندمدت پویا بوده است. برای کل دوره، رابطه بلندمدت به صورت زیر برآورد شده است:

$$LM = 1/0.5 LY - 0/14 LPREL - 1/72 INT \quad (2-10)$$

$$(5/7) \quad (-1/7) \quad (-1/9)$$

$$PREL = E * P_f / P_d$$

اعداد داخل پرانتز آماره t ضرایب را نشان داده و ملاحظه می شود که ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند. مطابق انتظار آنها کشش قیمتی تقاضای واردات منفی و برابر ۰،۱۴- و کشش درآمدی تقاضای واردات مثبت و معادل ۱،۰۵ به دست آمده و به این نتیجه رسیده اند که به طور متوسط در ۴۵ سال گذشته واردات تقریباً مستقل از نوسانات قیمتی بوده و همراه با افزایش درآمد آن کشور افزایش یافته است. مدل ECM حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت بر اساس یک مدل ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta LM = 0/3 \Delta LM + 0/21 \Delta LY - 0/03 \Delta LPREL - 0/35 \Delta INT - 0/2 ecm \quad (2-11)$$

(۱/۹۹) (۲/۳) (-۱/۵۹) (-۱/۴) (-۲/۳۷)

علامت ضریب جمله خطا (ecm) طبق انتظار منفی بوده (۰،۲-) و نشان می دهد سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل بلند مدت در هر دوره ۲۰ درصد است، یعنی اگر در یک دوره مقدار واردات از مقدار تعادلی خود در بلندمدت فاصله بگیرد (مثلاً در اثر یک شوک خارجی)، ۲۰ درصد از این عدم تعادل در دوره بعد تصحیح شده و مقدار واردات واقعی به تدریج به مقدار تعادلی آن در بلند مدت می رسد.

۲-۵- مطالعه آقایان «دکتر کیانی» و «حسنوند» در مورد تقاضای واردات ایران (۱۳۷۶)^۱ در این مطالعه که برای دوره زمانی ۱۳۷۲-۱۳۳۸ صورت گرفته، از روش همگرایی^۲ جوهانسن استفاده شده است، با بررسی پایایی^۳ متغیرهای مدل ملاحظه شده که متغیرها هم انباشته از رتبه یک هستند. در ابتدا مدل زیر به کار گرفته شده است:

۱- هژبرکیانی، کامبیز، حسنوند، داریوش، «بررسی رابطه بلندمدت (تعادلی) بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روشهای همگرایی» پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۴، پاییز ۱۳۷۶.

2 - Cointegration.

3 - Stationary.

$$LM_t = a_0 + a_1 LGDP_t + a_2 L\left(\frac{P_m}{P_d}\right) + a_3 LEX_t + a_4 LCRD_t + U_t \quad (2-12)$$

نشان دهنده لگاریتم متغیر، EX دریافتی ارزی، (P_m/P_d) شاخص قیمت کالاها، خارجی به داخلی، GDP تولید ناخالص داخلی و GRD1 ذخایر بین المللی واقعی باوقفه است که همگی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ هستند. پسماند مدل مذکور پایا نبوده ولی با حذف متغیر GDP، جمله پسماند پایا شده و سپس روش OLS روی آن معادله به کاررفته و ضرایب نسبت به قیمت و ذخایر بین المللی با وقفه و دریافت های ارزی به ترتیب ۱/۹۲-، ۰/۳۸ و ۰/۷۸ به دست آمده است. همچنین آزمون همگرایی جوهانسن انجام شده که وجود یک بردار همگرایی مورد قبول واقع شده و ضرایب به دست آمده برای قیمت و ذخایر بین المللی با وقفه و دریافت های ارزی به ترتیب معادل ۱/۶۷-، ۰/۵۱، ۰/۷۵ بوده است که علامت ضرایب مطابق انتظار بوده و معنی‌دار هستند. آنها نتیجه می‌گیرند که متغیرهای مذکور بخصوص متغیر قیمت‌های نسبی در توضیح تغییرات بلند مدت واردات ایران نقش مهمی ایفا می‌کنند. در نهایت یک مدل ECM به کار رفته و نتایج نشان می‌دهد که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت ۴۰ درصد است.

۲-۶- مطالعه آقای «یوسفی» در مورد تقاضای واردات ایران (۱۳۷۹)^۱

وی مدل تقاضای واردات ایران را با استفاده از داده های سری زمانی طی دوره ۷۶-۱۳۳۸ تخمین زده است. در این مطالعه از روش بردار همگرایی جوهانسن و تکنیک ARDL برای تخمین ضرایب بلند مدت استفاده شده است. ابتدا ناپایایی متغیرها به

□۱- یوسفی، داریوش، «بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک‌های همگرایی»، رساله کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر کیانی، دانشگاه شهید بهشتی، سال ۱۳۷۹.

اثبات رسیده و نتیجه گرفته شده که متغیرها هم انباشته از رتبه یک هستند. سپس مدل زیر مناسبترین مدل انتخاب شده است :

$$LMR = \beta_0 + \beta_1 LGNP + \beta_2 LRP + \beta_3 LRR + \beta_4 T + \beta_5 D_{68} \quad (2-13)$$

L نشان دهنده لگاریتم متغیر، MR واردات واقعی، GNP تولید ناخالص ملی، RP، قیمت‌های نسبی RR ذخایر خارجی، T روند و D_{68} متغیر مجازی مربوط به آغاز سیاست‌های تعدیل است. با استفاده از تکنیک ARDL رابطه بلند مدت به صورت زیر برآورد شده است که تمامی ضرایب مربوط به رابطه بلند مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند:

(۲-۱۴)

$$LMR^{\Delta} = -12/39 - 0/11 T + 0/84 D_{68} + 1/95 LGNP - 1/51 LRP + 0/25 LRR$$

(-138)
(-9/85)
(7/97)
(1753)
(-5/36)
(5/7)

بردار همگرایی حاصل از روش جوهانسون نیز ضرایبی نزدیک به ضرایب تکنیک ARD را ارائه کرده است به طوری که ضرایب $LGNP$ ، LRP ، LRR ، T به ترتیب $1/93$ ، $-1/34$ ، $0/24$ و $-0/11$ حاصل شده است. وی نتیجه می‌گیرد با توجه به اینکه برآوردها از دوروش مختلف به هم نزدیک هستند می‌توان گفت این ضرایب با اطمینان بیشتری واقعیت موجود در رابطه با تقاضای واردات را نشان می‌دهد. وی همچنین نتیجه می‌گیرد که رابطه ای بین سطح جاری ذخایر ارزی و واردات [در کوتاه مدت] وجود نداشته در حالی که رابطه مستقیم بین سطح ذخایر ارزی و واردات در بلندمدت به اثبات می‌رسد.

۳- برآورد مدل و نتایج تجربی

اصولاً بحث در خصوص پایایی و ناپایایی و نهایتاً بحث همگرایی بحثی در خصوص سری های زمانی است. متغیر پایا متغیری است که میانگین و واریانس

و کوواریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند. در اواخر دهه ۸۰ میلادی مطالعات مربوط به سری‌های زمانی به چنان نقطه‌ای رسید که بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی را مورد انتقاد قرار داد. بدین علت که کاربرد متغیرهای ناپایا در رگرسیون دارای پیامدهای منفی است. اولین پیامد وجود متغیرهای ناپایا در رگرسیون این است که خواص معمول آماری گشتاورهای نمونه برقرار نخواهد بود و برآوردهای نمونه با بزرگ شدن حجم نمونه به سمت پارامتر جامعه میل نخواهند کرد، چرا که پارامترهای جامعه خود متأثر از زمان هستند. بنابراین آماره‌های T , F برآوردکننده‌ها، توزیع معمول خود را نداشته و تکیه بر این آماره‌ها استنباط غلط به بار می‌آورد. دومین پیامد منفی وجود متغیرهای ناپایا در رگرسیون این است که به احتمال زیاد با رگرسیون کاذب^۱ روبه‌رو می‌شویم. پدیده رگرسیون کاذب ریشه بسیار قدیمی دارد و به مطالعه «پل» در ۱۹۲۶ برمی‌گردد، حدود نیم قرن بعد «نیوبلد» و «گرنجر» همان موضوع را دنبال کرده و نشان دادند وقتی دو متغیر ناپایا در یک مدل در کنار هم قرار می‌گیرند، با فرض اینکه از نظرتئوریک بین آنها رابطه‌ای وجود نداشته باشد، همچنان احتمال برقراری یک رابطه آماری قوی بین دوسری وجود دارد. مواجه شدن با این پیامدهای منفی، اقتصادسنجی دانان را برآن داشت تا به فکر چاره‌ای برای حل این مشکل برآیند. یک اعتقاد براین قرارداد است که اکثر سری‌های زمانی اقتصادی دارای روند هستند، بنابراین برای پرهیز از رگرسیون کاذب، متغیر روند زمانی (T) را در بین متغیرهای مستقل می‌توان گنجاند. این روش ممکن است مشکل رگرسیون کاذب را حل کند ولی مشروط بر اینکه روند قطعی^۲ باشد

1 - Spurious regression.

2 - Deterministic trend.

نه تصادفی^۱. یکی از راههایی که نیوبلد و گرنجر برای از بین بردن این نقیصه پیشنهاد کردند آن است که با تفاضل گیری اول متغیرها، سری ها را به سری های زمانی پایا تبدیل کنیم. ولی این روش نیز به علت از دست دادن اطلاعات با ارزش سطح متغیرها و روابط تعادلی بلند مدت بین سطوح متغیرها اهمیت چندانی نیافت. «انگل» و «گرنجر» با بیان مفهوم اقتصادی همگرایی گام ارزشمندی در جهت چیره شدن بر مشکل ناپایی سری های زمانی برداشتند. مفهوم همگرایی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. وجود هماهنگی در حرکت بین سری های زمانی به عنوان ایده اساسی همگرایی قرار گرفت. بنابراین چنانچه دوسری زمانی X_t , Y_t ناپایا بوده اما درجه هم انباشتگی آنها یکسان و برابر یک باشد ممکن است ترکیب خطی از آنها $(Z_t = Y_t - \beta X_t)$ پایا باشد. بعدها همین تعریف از همگرایی به مرتبه های بالاتر هم انباشتگی و تعداد بیشتر متغیرها بسط داده شد. بنابراین همگرایی حالت خاصی (استثنایی بر قاعده کلی) است که سری های هم انباشته^۲ همدیگر را خنثی می کنند. بدین ترتیب روشی که این دو برای حل مشکل رگرسیون کاذب مطرح کردند بر روی پایایی جمله پسماند رگرسیون تمرکز داشت. اما به دلیل ضعف های روش «انگل» و «گرنجر» از جمله ایجاد اریب در نمونه های کوچک، بعداً روشهای دیگری برای برآورد ضرایب بلند مدت متغیرها و استخراج بردار همگرایی بیان شد.

دراوا خرده دهه ۹۰ میلادی روش «جوهانسون» و «جوسیلیسوس» مطرح شد که از

1 - Stochastic trend.

۲- قاعده کلی آن است که اگر متغیر x_t هم انباشته از درجه d باشد و y_t نیز هم انباشته از درجه d باشد ترکیب خطی آنها نیز هم انباشته از درجه d خواهد بود.

ارتباط مدلسازی VAR^۱ و همگرایی بهره می‌گیرد و با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی به تخمین ضرایب بلند مدت می‌پردازد. در دهه آخر قرن بیستم روش ARDL^۲ مطرح شد که از یک مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده استفاده می‌کند و بعد از تعیین وقفه‌های بهینه (با استفاده از آماره‌های آزمون آکاییک، شوارتز-بیزین یا حنان - کویین) به برآورد ضرایب متغیرهای می‌پردازد. البته کاربرد این روش هامنوط به این است که آزمونهای همگرایی مربوطه انجام شده و همگرایی بین متغیرها به اثبات رسیده باشد. در این تحقیق ابتدا وضعیت پایایی متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفته و سپس رابطه بلندمدت (تعادلی) تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای با استفاده از تکنیک ARDL برآورد خواهد شد.

۱-۳- مدل انتخاب شده

از بین مدل‌های مختلف با فرمهای تابعی و متغیرهای متفاوت، مدلی که برای تقاضای واردات کالاهای سرمایه‌ای انتخاب شده یک تابع دوطرف لگاریتمی به صورت ذیل است:

$$LRKM = \beta_0 + \beta_1 LP + \beta_2 LGDPO + \beta_3 L RGI + \beta_4 D_{57} \quad (3-1)$$

که در آن L نشانگر لگاریتم متغیر، P قیمت‌های نسبی (نسبت شاخص قیمتی واردات به شاخص قیمتی کالاهای داخلی) GDPO تولید ناخالص داخلی بدون نفت، RGI اعتبارات عمرانی دولتی و نهایتاً RKM واردات واقعی کالاهای سرمایه‌ای است. D₅₇ نیز متغیر مجازی مربوط به سال ۱۳۵۷ و پیروزی انقلاب اسلامی ایران است. از فروض اساسی مدل، کشش‌پذیری عرضه واردات سرمایه‌ای بوده و برای کشور ایران قابل دفاع است زیرا واردات کشورهای در حال توسعه نظیر ایران سهم کوچکی از صادرات

1- Vector Auto-Regressive.

2 - Auto regressive distributed lags.

جهان را تشکیل می دهد. فرض دیگری که ناشی از دو طرف لگاریتمی بودن تابع مورد تخمین بوده، ثابت بودن کشش ها در طول زمان است.

۲-۳- نگاهی به داده های آماری مورد استفاده در مدل

RKM (واردات واقعی کالاهای سرمایه ای): واردات کالاهای سرمایه ای با ارزش دلاری آن در نظر گرفته شده و بدین ترتیب مشکلات ناشی از تبدیل نرخ ارز را ندارد. در ضمن آمار مذکور به وسیله شاخص قیمتی صادرات کشورهای صنعتی تورم زدایی شده و واحد آن میلیون دلار است.

P (قیمت های نسبی): این متغیر نسبت دو شاخص قیمت است که در آن صورت کسر شاخص قیمتی کالاهای وارداتی و مخرج کسر شاخص قیمتی کالاهای داخلی است و هر دو بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ در نظر گرفته شده اند.

GDPO (تولید ناخالص داخلی بدون نفت): این متغیر به عنوان جانشینی برای متغیر درآمد به کار گرفته شده و واحد آن میلیارد ریال بوده و مقادیر آن ثابت بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ است.

RGI (اعتبارات عمرانی دولتی): با توجه به اینکه بخشی از واردات کالاهای سرمایه ای ویابه طور کلی سرمایه گذاری، توسط دولت انجام می شود، لذا اعتبارات عمرانی دولت نیز که متأثر از درآمدهای نفتی دولت است در مقام یکی از متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده و با استفاده از شاخص ضمنی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص تورم زدایی شده است.

۳-۳- بررسی پایایی متغیرهای مدل به وسیله آزمون «دیکی- فولر» تعمیم یافته^۱

برای تشخیص پایایی آزمون های متعددی وجود دارد، در یک تحقیق انجام شده

1 - Augmented Dickey – Fuller test.

توسط «د. جانگ» و دیگران (۱۹۹۲)^۱ در زمینه قدرت آزمون‌های مختلف، نتیجه آن بوده که آزمون «دیکی- فولر» تعمیم یافته (ADF) احتمالاً سودمندترین در عمل است.

در این آزمون، فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد ($\rho=1$) در مقابل فرضیه عدم وجود ریشه واحد ($\rho \neq 1$) آزمون می‌شود که در صورت قبول فرضیه صفر در واقع می‌پذیریم که سری پایا نیست. در آزمون ADF از رابطه رگرسیونی نظیر رابطه زیر با طراحی مختلف (باعرض از مبدأ و روند و باعرض از مبدأ و بدون روند) استفاده می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^P \theta_i \Delta Y_{t-i} + E_t \quad (3-2)$$

بسته نرم افزاری Microfit تعداد وقفه‌های بهینه متغیر برای از بین بردن خودهمبستگی جملات اخلاص را توسط ضوابط آکائیک (AIC)، شوارتزیبیزین (SBC) و حنان کوئین (HQC) تعیین می‌کند که مقدار حداکثر هر یک از ضوابط گفته شده تعیین کننده وقفه‌های بهینه است. معمولاً SBC در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند لذا تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس معیار SBC انتخاب شده است. نتایج به دست آمده در مورد متغیرهای مدل در جدول (۳-۱) مطرح شده است. طبق این نتایج با مقایسه آماره آزمون و ارزش بحرانی ارائه شده در سطح معنی‌دار ۵ درصد مشاهده می‌شود که در تمامی متغیرها به غیر از متغیر LRKM با عرض از مبدأ و روند و LRGI با عرض از مبدأ و بدون روند، قدر مطلق آماره آزمون «دیکی- فولر» از قدر مطلق ارزش بحرانی

1 - D.Dejong, J. Nanker Vos, N. savin and C.Whicemwn (1992) "The power problems of unit root in time series with autorgressive errors." Journal of Econometris, 53,323-344.

کوچکتر می شود و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی توان رد کرد و نتیجه می گیریم که سری زمانی هریک از متغیرهای LP و LGDPO ناپایا هستند .

جدول (۳-۱) آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	باعرض از مبدأ و بدون روند			باعرض از مبدأ و روند		
	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی مکنینون	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی مکنینون
LRKM	۱	-۲/۷۰	-۲/۹۴	۱	-۳/۶۵	-۳/۵۳
LP	۰	-۱/۰۷	-۲/۹۴	۰	-۱/۴۹	-۳/۵۳
LGDPO	۱	-۲/۰۸	-۲/۹۴	۱	-۱/۸۱	-۳/۵۳
LRGI	۰	-۳/۴۴	-۲/۹۴	۰	-۲/۸۷	-۳/۵۳

در مورد متغیرهای LRKM و LRGI آزمون معنی دار بودن روند در هر دو سری زمانی نشان می دهد که روند معنی دار است و برای ملاک پایایی باید حالت باعرض از مبدأ و روند را در نظر گرفت. بنابراین متغیر LRKM پایا و به عبارتی هم انباشته از مرتبه صفر بوده و متغیر LRGI ناپایاست.

۳-۴- تعیین مرتبه هم انباشتگی متغیرها

بعد از اینکه مشخص شد متغیرهای LP، LGDPO، LRGI در سطح اطمینان ۹۵ درصد ناپایا هستند ، بررسی می کنیم که متغیرهای مذکور هم انباشته از چه مرتبه ای هستند. به این منظور باید تعداد دفعات تفاضل گیری که سری را پایامی کند مشخص

شود و ما آزمون را با سری تفاضلی مرتبه اول تکرار می‌کنیم تا مشخص شود آیا با یک بار تفاضل گرفتن سری پایا می‌شود؟ در این آزمون شکل کلی رگرسیون به صورت زیر است: (فرضیه صفر $\delta_1=0$ است)

$$\Delta^d Y_t = \alpha_1 + \beta_{1t} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \sum Q_i \Delta^d Y_{t-1} + E_t \quad (3-3)$$

نتایج آزمون ADF در جدول (۳-۲) آمده است. طبق جدول با مقایسه آماره آزمون ADF و ارزش بحرانی بیان شده در سطح معنی‌دار ۵٪ مشاهده می‌شود که برای تمام متغیرها قدر مطلق آماره آزمون ADF از قدر مطلق ارزش بحرانی بزرگتر است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود و لذا نتیجه می‌گیریم که تفاضل متغیرهای فوق هم انباشته از درجه صفر بوده (تفاضل اول پایاست) و سطح متغیرها هم انباشته از مرتبه یک یا $I(1)$ هستند.

جدول (۳-۲) تعیین مرتبه جمع بستگی متغیرها

متغیر	با عرض از مبدأ وبدون روند			با عرض از مبدأ و روند		
	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی مکنینون	تعداد وقفه بهینه	آماره ADF	ارزش بحرانی مکنینون
ΔLP	۰	-۶/۴۷	-۲/۹۴	۰	-۶/۴۴	-۳/۵۳
$\Delta LGDPO$	۰	-۳/۵۳	-۲/۹۴	۰	-۳/۸۹	-۳/۵۳
$\Delta LRGI$	۰	-۵/۴۳	-۲/۹۴	۰	-۵/۴۸	-۳/۵۳

در جدول (۲-۳) $\Delta LRGI$, $\Delta LGDPO$, ΔLP تفاضلهای اول لگاریتم متغیرها هستند و نتیجه می‌گیریم که تمام متغیرها به غیر از LRKM، I (۱) بوده و متغیر LRKM، I (۰) است. اما همان طور که خواهیم گفت، در روش ARDL نیازی نیست که تمامی متغیرها هم انباشته از یک مرتبه باشند و کافی است که تمامی متغیرها و یا تفاضل‌های آنها پایا باشند.

۵-۳- تخمین مدل با استفاده از تکنیک ARDL

«بنرجی»^۱ و «یندر»^۲ (۱۹۹۳) با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان داده اند که در نمونه های کوچک تورش برآورد ممکن است قابل توجه باشد. بنابراین منطقی به نظرمی رسد که در برآورد مدلی را به کاربریم که پویایی کوتاه مدت را داشته باشد و بدین منظور از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه های گسترده (ARDL) استفاده می‌کنیم. این تکنیک صرف نظر از اینکه رگرسورها I (۰) یا I (۱) باشند می‌تواند به کار رود. روش ARDL^۳ شامل دو مرحله است، در مرحله اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در مرحله دوم تجزیه و تحلیل و تخمین ضرایب، ارتباطات بلند مدت و استنتاج درباره ارزش آنها انجام می‌شود.

«پسران و شین»^۴ (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که اگر وقفه‌های مناسب برای مدل ARDL در نظر گرفته شود تخمین زنده های OLS در کوتاه مدت سازگارند و تخمین زنده‌های

1 - Banerjee.

2 - Inder.

3- M.H.Pesaran and B.Pesaran ;working with microfit4.0 An interactive introduction to Econometrics;1997,Oxford University.

4- M.H.Pesaran and U.Shin 1995”An Autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis “ DAE working paper NO.9514.

بر پایه مدل ARDL در بلند مدت مذکور سازگارند. برای تخمین تابع تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای یک مدل ARDL به صورت زیر در نظر گرفته شده است :

$$ARDL(p, q_1, q_2, q_3) :$$

$$LRKM = Y_0 + Y_1 D_{\Delta Y} + \sum_{j=1}^P \alpha_j LRKM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_j LP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_j LGDPQ_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_j LRGI_{t-j} + U_t \quad (3-4)$$

در این رابطه L بیانگر لگاریتم و RKM و P و GDPO و RGI و $D_{\Delta Y}$ به ترتیب بیانگر واردات واقعی کالاهای سرمایه ای، قیمت‌های نسبی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، اعتبارات عمرانی واقعی و متغیر مجازی هستند. تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده رامی توان به کمک یکی از ضوابط «آکائیک» (AIC)، «شوارتز- بیزین» (SBC)، «حنان کوئین» (HOC) و یا R^2 مشخص کرد. در اینجا برای تعیین تعداد وقفه های بهینه متغیرها، از ضابطه «شوارتز- بیزین» استفاده شده و مدل پویای ARDL برای دوره مورد بررسی (۱۳۸۰-۱۳۳۸) به صورت زیر برآورد شده است :

$$ARDL(2,0,2,0): LRKM = -5.56C + 0.43D57 + 0.38LRKM(-1) - 0.26LRKM(-2) - 1.29LP + 2.42 LGDPO + 1.3 LGDPO(-1) - 3.1 LGDPO(-2) + 0.17GRGI$$

$$(-4/14) \quad (1/72) \quad (2/49) \quad (-1/99) \quad (-3/27) \quad (3/31) \quad (1/14) \quad (-3/58) \quad (1/89)$$

$$R^2 = 0.94 \quad D.W = 2 \quad F = 65.1 \quad (3-5)$$

اعداد داخل پرانتز آماره t ضرایب است. براساس معیار SBC وقفه بهینه برای متغیرهای LP و LRGI صفر و متغیرهای LRKM و LGDPO دو تشخیص داده شده است.

۳-۶- آزمون وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرها و تعیین رابطه

همان گونه که اشاره شد چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه مربوط به متغیروابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت. بنابراین برای آزمون همجمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد :

$$H_0 : \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 \geq 0 \quad H_1 : \sum_{i=1}^n \alpha_i - 1 < 0 \quad (3-6)$$

آماره مورد نظر برای آزمون فرضیه مذکور (به عنوان آماره t) به صورت زیر است :

$$t = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^n S \hat{\alpha}_i} \quad (3-7)$$

که مقدار آماره مزبور با کمیت بحرانی ارائه شده توسط «بنرجی»، «دولادو» و «مستر»^۱ مقایسه شده و اگر مقدار آماره ذکر شده از کمیت بحرانی بیشتر باشد فرضیه H_0 رد شده و در نتیجه این قضیه به اثبات می رسد که الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد یافت. آماره مورد نظر پس از محاسبه عدد 3.13 به دست آمده است که با مقایسه آماره ذکر شده با کمیت بحرانی بیان شده توسط «بنرجی»، «دولادو» و «مستر» نتیجه می گیریم که الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش خواهد داشت. به عبارت دیگر یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگوی تقاضا برای واردات کالاهای سرمایه ای وجود دارد.

۳-۷- تعیین رابطه بلند مدت

با استفاده از بسته نرم افزاری Microfit رابطه بلند مدت به صورت زیر برآورد

1 - Banerjee, Dolado and mester(1992).

می‌شود:

$$\text{LRKM} = -6.31 + 0.49 \text{ D57} - 1.46 \text{ LP} + 0.71 \text{ LGDPO} + 0.2 \text{ LRGI} \quad (۳-۸)$$

$$(-۵/۰۷) \quad (۱/۸۴) \quad (-۳/۳۷) \quad (۵/۳۳) \quad (۱/۹۹)$$

اعداد داخل پرانتز آماره t مربوط به ضرایب بوده و تمامی ضرایب مربوط به رابطه بلند مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار هستند. همان طور که گفته شد چون تابع دوطرف لگاریتمی است، ضرایب همان کشش‌ها هستند. ضریب LP گویای آن است که اگر قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد در بلندمدت واردات کالاهای سرمایه‌ای ۱،۴۶ درصد کاهش می‌یابد و این ضریب فرضیه ما را مبنی بر وجود رابطه معکوس بین قیمت‌های نسبی و واردات کالاهای سرمایه‌ای، اثبات می‌کند. ضریب LGDPO بیان می‌کند که اگر تولید ناخالص داخلی بدون نفت یک درصد افزایش یابد واردات کالاهای سرمایه‌ای ۰،۷۱ درصد افزایش می‌یابد و لذا فرضیه ما را مبنی بر وجود رابطه مستقیم بین تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای اثبات می‌کند. ضریب LRGI می‌گوید که اگر سرمایه‌گذاری در طرح‌های عمرانی دولت یک درصد افزایش یابد، واردات کالاهای سرمایه‌ای ۰،۲ درصد افزایش می‌یابد. در مورد متغیر D57 که متغیر مجازی است و برای سال ۱۳۵۷ کمیت یک و بقیه سالها کمیت صفر اختیار کرده، ضریب ۰،۴۹ نشان می‌دهد که در این سال واردات کالاهای سرمایه‌ای به اندازه ۰،۴۹ درصد افزایش یافته است.

۳-۸- مدل تصحیح خطا

برای اطمینان از اینکه مکانیسم درونی ساختارهای حاکم بر متغیرهای مورد بحث می‌تواند عدم تعادلها در کوتاه مدت را تصحیح کند تا حرکت در جهت تعادل بلند مدت

تضمین شود باید یک مدل پویا در کوتاه مدت بررسی شود که مدل‌های تصحیح خطا (ECM)^۱ چنین کاری را انجام می‌دهند.

انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نشان داده‌اند که هر رابطه بلند مدت یک مدل ECM کوتاه مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند و برعکس. در اینجای برای تشکیل مدل ECM از برآوردهای ضرایب بلند مدت بر اساس مدل ARDL استفاده شده و نتیجه زیر به دست آمده است:

$$\Delta LRKM = -5.56\Delta C + 0.43\Delta D57 + 0.26\Delta LRKM - 1.29\Delta LP \quad (3-9)$$

$$\begin{matrix} (-4/14) & (1/72) & (1/99) & (-3/27) \end{matrix}$$

$$+ 2.42\Delta LGDPO + 3.1\Delta LGDPO1 + 0.17\Delta LRGI - 0.88ecm(-1)$$

$$\begin{matrix} (3/31) & (3/58) & (1/89) & (-4/14) \end{matrix}$$

$$R^2=0.74 \quad D.W=2.01 \quad F=12.76$$

که در آن:

$$\Delta LRKM_1 = LRKM(-1) - LRKM(-2)$$

,

$$\Delta LGDPO_1 = LGDPO(-1) - LGDPO(-2)$$

کلیه ضرایب معنی دار بوده و علامت ضریب جمله خطا طبق انتظار منفی و مقدار آن برابر ۰.۸۸- است و نشان می‌دهد که تعدیل به سمت تعادل بلند مدت در هر دوره به میزان ۸۸ درصد انجام می‌شود. لذا می‌توان گفت اگر در یک دوره مقدار واردات واقعی کالاهای سرمایه‌ای از مقدار تعادلی آن در بلند مدت فاصله بگیرد، ۸۸ درصد این عدم تعادل در دوره بعد تصحیح شده و مقدار واردات واقعی کالاهای سرمایه‌ای بتدریج به مقدار تعادلی آن در بلند مدت می‌رسد. برای جمله تصحیح خطا رابطه زیر را می‌توانیم

1 - Error correction model.

بنویسیم :

$$ecm = LRKM + 1/46LP - 0/71LGDPO - 0/2LRGI + 6/31C - 0/49D_{\Delta V} \quad (3-10)$$

درواقع پسماند مربوط به رابطه بلند مدت بین واردات واقعی و متغیرهای مستقل است که با روش ARDL برآورد شده است.

جمع بندی و نتیجه گیری

شناخت ساختار واردات کالاهای سرمایه ای کشور در مقام یکی از مسائل مهم تجارت خارجی امری ضروری است، یک قدم اساسی جهت شناخت ساختار واردات کالاهای سرمایه ای کشور، شناسایی عوامل اصلی مؤثر بر تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای و محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی بوده و همچنین محاسبه این کششها دارای کاربردهای مفیدی در سیاستگذاری اقتصادی است. لذا در این مقاله سعی شده است که یک مدل مناسب برای تابع تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای ایران بیان شود. از میان فرمهای مختلف تابعی و مدلهای مختلف، مناسب ترین مدل برای تقاضای واردات به صورت زیر در نظر گرفته شد :

$$LRKM = \beta_0 + \beta_1 LP + \beta_2 LGDPO + \beta_3 LRGI + \beta_4 D_{\Delta V}$$

که در آن L بیانگر لگاریتم و RKM, P, GDPO, RGI, D_{ΔV} به ترتیب بیانگر واردات واقعی، قیمت‌های نسبی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، بودجه عمرانی دولت و متغیر مجازی مربوط به سال پیروزی انقلاب است.

تخمین تابع تقاضای واردات با استفاده از تکنیک ARDL انجام گرفته که براساس آماره‌های، مربوط ضرایب برآورد شده معنی دار بوده و علامت آنها طبق انتظار است. در پایان نیز یک مدل ECM ذکر شده که نشان می‌دهد عدم تعادل در یک دوره، به میزان ۸۸ درصد در دوره بعد تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از مدل مورد برآورد به شرح

زیر است :

۱- ضریب به دست آمده برای تولید ناخالص داخلی بدون نفت ۷۱،۰+ بوده و فرضیه ما رامبنی بر رابطه مستقیم درآمد و واردات سرمایه ای به اثبات رسانده و نشانگر کم کشش بودن تقاضای واردات نسبت به درآمد است. بنابراین می توان نتیجه گرفت همراه بارشد تولید ناخالص داخلی کشور، واردات کالاهای سرمایه ای نیز رشد می کند، بنابراین باید منابع ارزی مورد نیاز برای افزایش واردات تجهیز شود و از آنجا که منابع ارزی در کشور از محل صادرات تأمین می شود راه صحیح تأمین ارز مورد نیاز، افزایش صادرات بخصوص افزایش صادرات غیرنفتی است .

۲- ضریب به دست آمده برای متغیر قیمت‌های نسبی ۱،۴۶- است و این موضوع نیز فرضیه ما را مبنی بر ارتباط معکوس بین واردات سرمایه ای و قیمت های نسبی به اثبات رسانده و نشانگر با کشش بودن تقاضای واردات کالاهای سرمایه ای نسبت به قیمت است. اطلاع از مقدار این کشش برای سیاستگذاران دارای اهمیت است، مثلاً تأثیر کاهش ارزش پول (تغییر نرخ ارز) در کاهش واردات سرمایه ای بستگی به کشش قیمتی تقاضای واردات دارد^۱. همچنین نرخ ارز از طریق واردات می تواند بر روی تورم تأثیر بگذارد زیرا درصد بالایی از واردات کشور را کالاهای واسطه ای، مواد اولیه و ماشین آلات تشکیل می دهد، لذا افزایش نرخ ارز باعث کاهش واردات این نوع کالاها و افزایش هزینه های تولید و در نتیجه افزایش تورم می شود. در بیان نمونه دیگر از کاربرد این کشش، سیاستهای تغییر در تعرفه های گمرکی است ، بدین صورت که افزایش نرخ تعرفه قیمت

۱- صورت کسر $RP = PM/PD$ ، از حاصل ضرب نرخ ارز در قیمت‌های خارجی به دست می آید، بنابراین نرخ ارز از طریق قیمت‌های نسبی بر روی تقاضای واردات تأثیر گذاشته و واردات کشور را تحت تأثیر قرار می دهد.

نسبی واردات را افزایش داده و نتیجتاً واردات کاهش می‌یابد و یا پاسخ این سؤال که افزایش تعرفه، درآمد دولت از محل وضع تعرفه بر روی واردات سرمایه‌ای را چگونه تغییر خواهد داد، بستگی به کشش قیمتی تقاضا برای واردات کالاهای سرمایه‌ای دارد. در اینجا ضریب ۱،۴۶- نشان می‌دهد اگر تعرفه طوری افزایش پیدا کند که قیمت‌های نسبی یک درصد افزایش یابد، درآمدهای دولت از این محل ۱،۴۶ درصد کاهش می‌یابد. می‌توان نتیجه گرفت سیاست‌گذاری‌های ارزی بی‌ثبات و مقطعی می‌تواند موجب نوسانات شدید (با توجه به ضریب ۱،۴۶-) و ناخواسته در واردات سرمایه‌ای و در پی آن نوسان در بازار ارز شود. همچنین تغییر پی‌درپی و مقطعی نرخ تعرفه‌های گمرکی و مقررات بازرگانی خارجی نیز موجب نوسان و بی‌ثباتی واردات کالاهای فوق می‌شود. همان‌طور که در مدل کوتاه مدت ARDL نیز مشاهده می‌شود رابطه ذکر شده میان قیمت‌های نسبی و واردات سرمایه‌ای در کوتاه مدت نیز به همان شکل وجود دارد.

۳- ضریب بودجه عمرانی دولت ۰،۲ بوده و بیانگر این است که اگر بودجه طرح‌های عمرانی دولت یک درصد افزایش یابد، مقدار واردات کالاهای سرمایه‌ای به اندازه ۰،۲ درصد افزایش پیدا می‌کند. به عبارت دیگر در بلندمدت رابطه مثبت و معنی‌داری بین بودجه عمرانی دولت و واردات کالاهای سرمایه‌ای وجود دارد و همچنان که در مدل کوتاه مدت ARDL ملاحظه شد، این رابطه در کوتاه مدت نیز وجود دارد.

۴- ضریب متغیر مجازی (۰،۴۹) بیانگر این است که واردات کالاهای سرمایه‌ای در سال ۱۳۵۷ با ثابت بودن سایر شرایط ۰،۴۹ درصد رشد داشته است. متغیرهای مدل در مجموع ۹۴ درصد تغییرات متغیر وابسته را تبیین می‌کنند.

با توجه به نتایج مذکور پیشنهاد‌های زیر برای افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای که بخشی از تشکیل سرمایه و محرکی برای رشد اقتصادی است مطرح می‌شود:

- ثبات نرخ ارز در نقش یکی از عوامل جلوگیری از افزایش قیمت کالاهای سرمایه ای وارداتی و در نتیجه قیمت های نسبی می باشد که از کاهش واردات کالاهای سرمایه ای جلوگیری به عمل می آورد لذا با توجه به این که اغلب پروسه های سرمایه گذاری میان مدت هستند ادامه روند با ثبات نرخ ارز اطمینان خاطر بیشتری به سرمایه گذاران بخصوص سرمایه گذاران پروژه های صناعی که عمده ماشین آلات و تجهیزات آنها وارداتی است داده و موجب تقویت واردات کالاهای سرمایه ای و در نتیجه تشکیل سرمایه ثابت ناخالص می شود.

- همان گونه که گفته شد تعرفه های گمرکی نیز از طریق افزایش یا کاهش قیمت های نسبی بر واردات کالاهای سرمایه ای تأثیرگذار است لذا با توجه به کشش قیمتی نسبتاً بالا (۱،۴۶) کاهش تعرفه های گمرکی بر کالاهای سرمایه ای وارداتی نیز می تواند از طریق کاهش قیمت های نسبی تأثیر مثبتی بر واردات کالاهای سرمایه ای و در نتیجه تشکیل سرمایه کل داشته باشد.

- گسترش اعتبارات از محل صندوق ذخیره ارزی برای واردات کالاهای سرمایه ای نیز با توجه به این که هزینه تسهیلات ارزی مذکور از هزینه تسهیلات ریالی کمتر است تأثیری به مثابه کاهش قیمت کالاهای سرمایه ای وارداتی داشته و با همان ضریب کشش در افزایش واردات کالاهای سرمایه ای مؤثر است. مثلاً اگر استفاده از تسهیلات حساب ذخیره ارزی موجب کاهش قیمت تمام شده کالاهای سرمایه ای وارداتی (با احتساب هزینه تسهیلات) به میزان یک درصد باشد واردات کالاهای سرمایه ای به میزان ۱،۴۶ درصد افزایش می یابد.

فهرست منابع و مآخذ:

منابع فارسی

- ۱- اداره بررسی‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «گزارش اقتصادی و تراز نامه بانک مرکزی»، مربوط به سالهای مختلف .
- ۲- اداره تحقیقات و مطالعات آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «گزارش شاخص بهای عمده فروشی کالاها در ایران بر مبنای سال پایه ۱۳۷۶»، اردیبهشت ۱۳۸۱.
- ۳- اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «حساب‌های ملی ایران به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹»، اسفند ۱۳۸۱.
- ۴- داتا، ام، «روش‌های اقتصادسنجی»، ترجمه ابوالقاسم هاشمی، مرکز نشر دانشگاهی، تهران، سال ۱۳۷۰.
- ۵- گاندولفو، ژیان کارلو، ترجمه تقوی، مهدی و محمدی، تیمور، «تجارت بین الملل»، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، چاپ اول، ۱۳۸۰.
- ۶- مایس، د، ترجمه عرب مازار، عباس، «اقتصادسنجی کاربردی»، انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۰.
- ۷- موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، «کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی، تعاریف و طبقه‌بندی»، خرداد ۱۳۶۹.
- ۸- نوفرستی، محمد، «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی»، انتشارات رسا، تهران، سال ۱۳۷۸.
- ۹- هژبرکیانی، کامبیز، حسنونند، داریوش، «بررسی رابطه بلندمدت (تعادلی) بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روش‌های همگرایی» پژوهشنامه بازرگانی، فصلنامه شماره ۴، پائیز ۱۳۷۶.

۱۰- یوسفی، داریوش، «بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک های همگرایی»، رساله کارشناسی ارشد، به راهنمایی دکتر کیانی، دانشگاه شهید بهشتی، سال ۱۳۷۹.

منابع انگلیسی

- 1- Alex L.Ferreira & Otaviano Canuto ,”Macroeconomia Aberta Keynesiana Schumpeteriana :uma Perspectiva Latino Americana” ,UNICAMP Campinas ,Brazil , June 27-28,2001.
- 2-C.Moran.”Imports under a foreign exchange constraint”The word Bank Economic Review,1989,V.3,N.2,P.P,279.
- 3-D.Dejong, J. Nanker Vos, N. savin and C.Whicemwn (1992)”The power problems of unit root in time series with autorgressive errors.” Journal of Econometris, 53,323-344.
- 4- H.S Houthakker and S.P Magee”Incom and priceelasticities in word Trade” The Review of Economics and Statistics,may1969,V.LI,2,PP 111-23.
- 5-International Financial Statistics, IMF
- 6-M.H.Pesaran and U.Shin(1995)”AnAutoregressive distributed lag modeling approach to cointegretion analysis”DAE working paper No.9514.
- 7- M.H.Pesaran and B.Pesaran “Working & with microfit 4.0 :an interactive inrtroduction to Econometrics”,1997,Oxford university press,P.P.79.
- 8- Mohsin S.Khan“The structure and behavior of Import of Venezela” The Review of Economics and statistics Vol.57,1975,P.P.221-4.
- 9- Mohsin .S.Khan”Import and Export demand in developing countries” IMF staff paper V.XXI, N.3,1974,P.P 678-93.
- 10- W.L.Hemphill “The Effect Of Foreign Exchange Receipts On Imports Of Less Developed Countries ” IMF staff paper V.27,1974,P.P.637-77.